

**ESTIMATION D'UNE FONCTION DE DEMANDE DE MONNAIE
AU CAMEROUN**

PAULIN MENDO† & MBOLLO STEVE WILLIAMS*

- **Contexte et justification**

Le Cameroun constitue l'un des six Etats membres de la Communauté Economique et Monétaire des Etats de l'Afrique Centrale (CEMAC). Comme telle, la Banque des Etats de l'Afrique Centrale (BEAC) conformément à l'article 3 des conventions régissant l'UMAC, assure la formulation et la conduite de sa politique monétaire dont l'objectif prioritaire est d'assurer la stabilité monétaire c'est-à-dire concrètement un taux de couverture extérieur de la monnaie suffisant et surtout une faible progression du niveau des prix (dont un taux annuel de 3% est acceptable)¹. Ce dernier objectif de stabilité des prix est d'un enjeu économique très important. En effet, Greenspan [1989], la définit comme une situation où "les variations attendues du niveau moyen des prix sont suffisamment faibles et graduelles pour ne pas influencer sensiblement sur les décisions financières des entreprises et des ménages". L'atteinte de cet objectif de stabilité des prix passe entre autre par un meilleur contrôle de l'évolution de la masse monétaire. A cet, la programmation monétaire pour le Cameroun, entrée en vigueur en septembre 1991, détermine les plafonds des concours globaux à l'économie, contrôle et prévoit l'agrégat monétaire M_2 , utilisé comme objectif intermédiaire de la politique monétaire. La fin de l'exercice est donc couronnée par la prévision d'un niveau de l'agrégat monétaire M_2 , compatible avec l'objectif final et permettant d'atteindre un niveau de croissance économique

*Elèves Ingénieur Statisticien Economiste

†Enseignant à l'ISSEA

¹BEAC, rapport annuel 2005, P.92.

potentielle. L'efficacité d'une politique monétaire ainsi définie, n'est garantie que lorsqu'il existe un lien relativement fort et stable au cours du temps entre l'agrégat monétaire (sa demande), le niveau des prix et l'activité économique.

- **problématique**

Inspirée des fondements théoriques d'origine monétariste, l'utilisation d'un agrégat monétaire comme objectif intermédiaire de la politique monétaire repose sur l'hypothèse de l'existence d'une fonction d'encaisses réelles stable à long terme Friedman (1956). On peut ainsi dans ce sens se poser la questions suivantes : Existe-t-il une fonction stable d'encaisses monétaires au Cameroun ? si oui, quels en sont les principaux déterminants ? Peut-on déterminer de façon fiable un modèle de prévision de la valeur de référence de l'agrégat monétaire au Cameroun ?

- **Méthodologie**

Tout au long de ce travail, nous essayerons de répondre au mieux aux différentes préoccupations ci-dessus posées. Pour cela nous organisons notre travail en plusieurs étapes : la première consiste en une brève revue de littérature afin d'y ressortir les principaux déterminants de la demande de monnaie, la seconde consistera en l'estimation de cette fonction. Nous privilégions ici la méthodologie de Johansen et Juselius (1991) dont l'avantage est d'estimer dans un même modèle une ou plusieurs relations de long terme, ainsi que celle de court terme. Nous ferons pour finir une simulation afin d'apprécier la capacité du modèle à retracer l'évolution du passé.

1 Révue de littérature : un bref apeçu

1.1 La demande de monnaie : quelques considérations théoriques

Les théories visant à expliquer les comportements de détention d'encaisses monétaires des agents non financiers ont fait l'objet d'une publication abondante, et diffèrent d'un auteur à l'autre. Ces divergences d'opinion découlent fondamentalement d'une divergence de conceptions quant au rôle que joue la monnaie au sein de l'économie (intermédiaire des échanges, unité de compte, ou réserve de valeur). Nous passerons en revue quelques unes de ces théories.

Selon plusieurs auteurs (voir Laidler, 1993), la demande de monnaie est avant tout une demande d'encaisses réelles, c'est-à-dire que les agents en l'absence d'illusion monétaire, augmentent de manière proportionnelle leurs encaisses nominales consécutivement à toute hausse du niveau des prix, de manière à laisser les encaisses réelles inchangées. Marshall et Pigou (1917,1923), à la différence des classiques, considèrent que la monnaie n'est pas seulement un instrument des échanges, elle joue aussi le rôle de réserve de valeur qui permet de transférer le pouvoir d'achat d'une période à l'autre. Partant d'une réflexion microéconomique, ils établissent que pour un individu donné, la demande de monnaie est proportionnelle au niveau nominal de revenu (py), toutes choses égales par ailleurs : c'est la théorie quantitative de la

monnaie (TQM), selon laquelle l'équation agrégée de demande de monnaie s'écrirait

$$M_d = kpY. \quad (1.1)$$

M_d la demande de monnaie, p le niveau des prix et Y le revenu réel. Cette relation combinée à l'équation quantitative de la monnaie de Fisher $MV = pY$, permet d'exprimer k comme l'inverse de la vitesse de circulation $V = 1/k$.

Keynes (1936) postule trois motifs pour lesquels les individus détiennent de la monnaie, le motif de transaction, de précaution et spéculation. Les comportements de demande des agents dépendent positivement de leur revenu, et inversement du rendement espéré sur les actifs alternatifs à la monnaie, ils dépendent alors de leur préférence pour la liquidité. Baumol(1952) et Tobin(1956), à la suite de Keynes montre que la demande de monnaie même à des fins de transactions, dépend du coût d'opportunité de détention de la monnaie, dès lors que l'on prend en compte certaines hypothèses d'imperfection de marché. Ils démontrent que dans ce cas la fonction de demande de monnaie s'exprime par la relation

$$\frac{M_d}{p} = \beta c^{0,5} Y^{0,5} r^{-0,5} \quad (1.2)$$

encore appelée "square root equation". p le niveau des prix et r le taux d'intérêt sur les titres/obligations.

Friedman (1956), réhabilite par des évidences empiriques la théorie quantitative de la monnaie, appelée encore théorie quantitative moderne.

1.2 Quelques études récentes

L'étude de la fonction de demande de monnaie au Cameroun a fait l'objet de quelques récentes publications. Noula(2001) étudie la fonction de demande de monnaie au Cameroun sur la période 1977-1997, à partir d'un modèle dynamique de type Cobb-Douglas. Les principales variables retenues pour l'estimation sont la masse monétaire (M_2), le revenu national en termes de PNB, le taux d'intérêt (r), et le niveau d'inflation domestique (i). Après une estimation par double moindre carré, il conclut que seul le revenu explique de manière significative la demande de monnaie.

De même Nachega (2001), étudia au Cameroun, une relation cointégrante entre demande d'encaisses réelles ($m - p$), le revenu réel (y), l'inflation (ΔP), le taux de change (e), le taux d'intérêt sur les dépôts français ($FMMR$), et le taux d'intérêt sur les dépôts camerounais ($DEPO$). La méthodologie utilisée fut celle de Johansen(1988), et la relation de long terme estimée est représentée par l'équation

$$m - p = 1.1y - 1.5\Delta P - 1.2FMMR + 7.7DEPO.$$

2 Forme fonctionnelle de la fonction de demande de monnaie

2.1 Le Modèle de base

Conformément aux théories étudiées dans les sections précédentes, nous retenons une spécification de l'équation de long terme de la forme :

$$M/P = f(Y, R) \quad (2.1)$$

où M/P représente la demande d'encaisses réelles, Y une variable d'échelle, et R un vecteur de rendement anticipé des actifs monétaires ou alternatifs à la monnaie, représentant le coût d'opportunité de la détention de la monnaie. Cette spécification tient à la fois compte des trois rôles que joue la monnaie au sein de l'économie : instrument des échanges, réserve de valeur et unité de compte. Les vecteurs Y et R seront considérés de manière à retenir une équation de long terme la plus généralisante possible. Pour ce fait, nous nous inspirons des travaux de Goux [2000], ou de Bordes et al. (2001) qui retiennent une équation de la forme :

$$(M/P)_t = AY_t^\delta (1 + i_t)^\theta (1 + \pi_t)^\mu \xi_t \quad (2.2)$$

avec :

- M/P les encaisses réelles ;
- Y le revenu national réel ;
- i le taux d'intérêt nominal ;
- π le taux d'inflation courant, proxy du taux d'inflation anticipé ;
- ξ le terme d'erreur.

Pour des besoins de commodité, nous considérons l'équation (2.2) prise en logarithme, ce qui revient à écrire :

$$(m - p)_t = a + \delta y_t + \theta i_t + \mu \pi_t + \epsilon_t \quad (2.3)$$

où dans cette équation, les variables en minuscules désignent le logarithme népérien de celles en majuscules, et où nous avons approximé² $\ln(1 + i_t)$ à i_t , et $\ln(1 + \pi_t)$ à π_t .

2.2 Justification du choix de certaines variables

2.2.1 L'agrégat monétaire

En supposant l'existence de l'équilibre sur le marché monétaire (offre de monnaie=demande de monnaie), nous utilisons un agrégat monétaire pour approcher sa demande. Ainsi, notre choix de l'agrégat monétaire se fonde sur la masse monétaire au sens large M_2 , constituée de la masse monétaire au sens strict M_1 , et de la quasi monnaie c'est-à-dire les dépôts à terme (DT). M_1 est égal à la somme des billets, des pièces en circulation, et des dépôts à vue (DV). Les billets et les pièces en circulation constituant la monnaie fiduciaire (MF), on a : $M_2 = MF + DV + DT$. En raison de sa plus directe contrôlabilité par la Banque centrale, l'agrégat M_1 aurait pu être considéré, mais le choix de M_2 , nous semble plus judicieux à partir du moment où c'est cette variable qui est suivie par la BEAC, comme indicateur de la politique monétaire.

² nous utilisons l'approximation $\ln(1 + x) \approx x$ au voisinage de 0.

2.2.2 L'inflation anticipée

Dans les pays en développement en général et au Cameroun en particulier, en l'absence de marchés financiers viables où les agents peuvent disposer de placements en actifs financiers alternatifs, l'acquisition des actifs réels apparaît souvent comme un moyen de se protéger contre l'inflation. De ce point de vue, il existe une relation négative entre le taux d'inflation et les encaisses monétaires, dans le sens où une persistance de l'inflation peut amener les agents à se débarrasser de la monnaie pour acquérir des biens physiques durables³. Le problème peut être aussi observé en sens inverse : En présence d'une hausse généralisée des prix, les agents doivent augmenter leurs encaisses monétaires pour couvrir leur dépenses de transactions habituelles (effet d'encaisses réelles).

2.3 Test de racine unitaire

L'estimation de la relation (2.3) nécessite que l'on ait de plus amples connaissances quant aux propriétés stochastiques des variables qui la composent et notamment sur leur ordre d'intégration, afin d'éviter d'effectuer une régression fallacieuse. Nous avons effectué deux tests de racine unitaire : Le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) et le test de Zivot et Andrews (1992). L'ordre d'intégration est obtenue éventuellement après une seconde différenciation.

TAB. 1: Test de ADF et Zivot and Andrews

séries	TEST ADF				TEST ZIVOT-ANDREWS				
	t_{ADF}	v.crit	modèle	décision	\widehat{T}_b	t_{ZA}	v.crit	modèle	décision
y	-3,35	-5,81	(1)	$I(1)$	1988**	-3,60	-4,80	(A)	$I(1)$
$m - p$	-3,06	-3,56	(1)	$I(1)$	1987**	-3,48	-5,43	(A)	$I(1)$
i	1,62	-1,95	(2)	$I(1)$	1994**	-5,75	-5,08	(A)	$I(0)$
π	-3,2	-2,95	(2)	$I(0)$	1994	4,85	-4,80	(C)	$I(0)$

modèle(1)= modèle avec constante et tendance, modèle(2)= modèle avec constante et sans tendance, modèle(3)= modèle sans constante ni tendance, modèle(A)= modèle avec changement de niveau et de tendance, modèle(B)= modèle avec changement de tendance, modèle(C)= modèle avec changement de niveau.

Les variables étant sujets au changements structurels, Perron(1989) montre que le test ADF peut être biaisé en faveur de l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire. Nous nous en tenons donc au test de Zivot et Andrews (1992) qui teste la présence de racine unitaire en tenant compte d'une possibilité de ruptures dans le processus générateur de données. Selon les résultats de ce test (tableau 1), deux variables (i et π) sont $I(0)$, ce qui ne nous permet pas d'utiliser un modèle à correction d'erreurs à la Engle et Granger (1986), qui requiert que toutes les variables soient $I(1)$. Nous utiliserons donc une approche de la cointégration basée sur la procédure de Johansen et Juselius (1991), qui s'affranchit de cette contrainte.

³Voir par exemple Kigabo et Goux [2005]

3 Méthodologie d'estimation

Le modèle statistique est un VAR à n dimensions, avec $n = 4$, dont la forme réduite est formulée par l'équation suivante :

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_k X_{t-k} + \mu + \eta t + \epsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (3.1)$$

k est le nombre de retards et l'ordre du VAR, X_t étant défini par $X_t = ((m-p)_t, y_t, i_t, \pi_t)'$. ϕ_1, \dots, ϕ_k sont des matrices de coefficients de dimensions $n \times n$, contenant les paramètres du modèle. Quelques arrangements algébriques permettent d'écrire la relation (3.1) sous la forme d'un modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM) de la manière suivante :

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \mu + \eta t + \epsilon_t, \quad t = 1, \dots, T. \quad (3.2)$$

Les Γ_i contiennent les paramètres de court terme, et Π les paramètres de long terme. L'hypothèse de cointégration se fonde donc sur une perte de rang de la matrice Π ($\text{rang}(\Pi) = r, 0 < r < n$). Dans ce cas, la matrice Π peut se décomposer sous la forme $\Pi = \alpha\beta'$, où α et β sont des matrices de plein rang de taille $n \times r$, r étant le nombre de relation de cointégrations. α est la matrice des poids ; ses r colonnes linéairement indépendantes définissent les paramètres d'ajustement et mesurent la vitesse de convergence vers l'équilibre de long terme. β est le vecteur cointégrant, ses r colonnes linéairement indépendantes définissent les r relations de long terme.

3.1 Résultats

Nous avons introduit deux variables muettes $Du86$ et $Du94$ afin de prendre en compte les effets de la crise économique de 1986 et de la dévaluation de 1994. Ces dates ont été détectées par le test de Zivot et Andrews et se manifestent de manière flagrante sur le niveau des séries représentées en annexe (graphique 1). Les critères d'information de Schwartz et Akaike permettent de retenir $k=1$ retard. les tests de la trace et de la valeur propre maximale retiennent chacun une seule relation de cointégration (voir annexe, tableau 3). Les résultats de cette estimation sont présentés dans le tableau suivant (tableau 2), les t de student sont reportés entre crochets. Le modèle est statistiquement correct⁴, de plus, le test de cusum ne détecte aucune instabilité structurelle.⁵

TAB. 2: Equation d'encaisses réelles au cameroun

vecteur	$m - p$	y	i	π	c
β'	1	-1.27 [-8.31]	-0.011 [-0.42]	0.07 [8.09]	-14.07
α'	-0.1 [-2.07]	0.07 [3.09]	-0.44 [-3.59]	1.34 [-4.71]	-

$$R^2 = 0.60, \quad R^2_{adj} = 0.48$$

⁴l'indépendance et surtout la normalité des erreurs sont validées, la probabilité critique associée à la statistique de Jarque-Bera est de 0.08

⁵voir annexe, graphique 2

L'équation de long terme d'encaissees réelles peut s'exprimer par la relation :

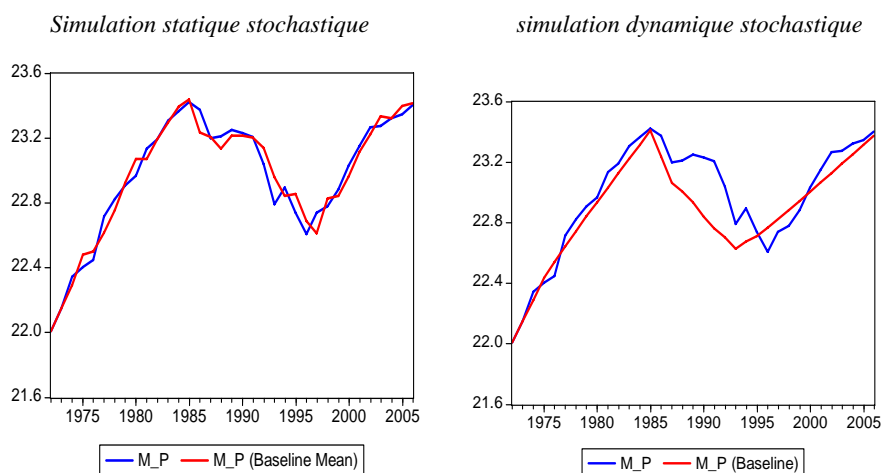
$$(m - p)_t^* = 1.27y_t + 0.01i_t - 0.07\pi_t + 14.07. \quad (3.3)$$

On note que toutes les variables explicatives de la relation de long terme sont significatives à l'exception du taux d'intérêt ($t < 1.96$). Les comportements de demande de monnaie sont en tout état de cause, insensibles au taux d'intérêt. La sémiélasticité liée au taux d'inflation est négative, ce qui signifie que les agents diminuent leurs encaisses réelles en période de forte inflation, en les substituant aux biens physiques. Par ailleurs, suite à une hausse du revenu de 1%, les agents accroîtraient leur revenu de près de 0.97%⁶. Il s'ensuit un accroissement presque proportionnel des encaisses réelles par rapport au revenu réel des agents, ce qui est conforme à la théorie quantitative. Cette hypothèse d'élasticité revenu unitaire est confirmée par un test de restriction linéaire ($\delta = 1$) de ratio de vraisemblance ($\chi^2(1) = 12.3, prob = 0.8$). En outre, le poids (force de rappel) lié à chaque variable est significatif; toutes les variables participent donc au mécanisme correcteur d'erreur. Concrètement tout déséquilibre monétaire (excédent d'offre) par rapport à l'équilibre de long terme se corrige par un ajustement à la baisse des encaisses réelles de 10%, un ajustement à la hausse de 7% de l'activité économique, une baisse du taux d'intérêt de l'ordre de 44%, ou une hausse rapide de l'inflation. Le modèle de court terme est déterminée comme suit :

$$\Delta(m - p)_t = -0.1ECM_{t-1} + 0.18\Delta(m - p)_{t-1} - 0.37\Delta y_{t-1} + 0.005\Delta i_{t-1} + 0.06\Delta\pi_{t-1} - 0.26DU86 + 0.12DU94 + 0.16$$

4 Prévisions

après l'estimation du modèle, il peut être évidemment utilisé à des fins de prévision. Nous avons à cet effet fait plusieurs simulations : une simulation statique et une simulation dynamique afin de voir comment celui retrace l'évolution du passé. Les résultats de ces simulations sont présentés dans



⁶L'élasticité-revenu trouvée dans cette étude n'est pas loin de celle trouvée par Nachega [2001], à savoir une valeur de 1.1.

le graphique ci-dessus. On note qu'une simulation statique est plus apte à ajuster correctement les données et doit par conséquent être retenue à des fins de prévisions des valeurs futures. Une fois les prévisions de M_2 effectuées, on peut naturellement moyennant certaines hypothèses, prévoir ses composantes, c'est-à-dire les avoirs extérieurs nets (AEN), le crédit intérieur net (CIN, constitué des créances nettes sur le secteur public et créances sur le secteur privé) et les autres postes nets (APN). Toutefois la non disponibilité des données sur les contreparties de M_2 , ne nous permet pas d'envisager un tel exercice.

Conclusion

Le travail que nous venons de réaliser met en évidence une fonction stable d'encaisses réelles au Cameroun, sans laquelle la masse monétaire constituerait un guide imparfait de la politique monétaire. Nous avons relevé que la fonction de demande de monnaie au Cameroun est insensible au taux d'intérêt. Par ailleurs, on note une élasticité revenu unitaire, ce qui est conforme à la théorie quantitative. L'inflation a en outre un effet négatif sur la demande d'encaisses réelles, ce qui correspond à un effet de substitution entre la monnaie et les biens durables. Le modèle étant statistiquement correct et ajustant aisément les données historiques, le modèle estimé se révèle ainsi un puissant outil de programmation monétaire.

Références

- [1] **Bordes C., Chevrou-Séverac H. et Marimoutou V.** , 2001, "Une Europe monétaire à plusieurs vitesses? La demande de monnaie dans les grands pays de la zone euro (1979-1999)", *Économie et Prévision*, N₀ 147, pp. 51-71.
- [2] **Bordes C., Clerc L.** , 2004, "Stabilité des prix et stratégie de politique monétaire unique", *Notes d'études et de recherche*, NER.109, Banque de France.
- [3] **Goux J.F.**, 2000, "Existe-t-il vraiment une relation cointegrante de demande de monnaie M3 en France? ", *Revue Economique*, Vol. 51, N₀. 4, pp. 885-911
- [4] **Johansen S., Juselius K.**, 1990, "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money", *oxford bulletin of economics and statistics*, 52, 2
- [5] **Johansen S., Juselius K.**, 1991, "Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP or UK", *journal of econometrics*, pp. 211-244
- [6] **Kigabo T. et Goux J.F.**, 2005, "Modéliser en Afrique : le cas de la fonction de demande de monnaie au Rwanda", T2M, Version provisoire
- [7] **Lardic S. et Mignon V.**, 2002, "Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et Financières", *Economica*
- [8] **Laidler D.**, 1993, *The demand for money : Theories, evidence, and problems*, Harpers Collins college publishers New york
- [9] **Nachega J-C.**, 2001, "A cointegration analysis of broad money demand in Cameroon", *IMF working paper*, WP/01/26
- [10] **Noula G.**, 1999, "Les déterminants de la demande de monnaie au Cameroun", *CERAF working paper*

ANNEXE

TAB. 3: Test de cointégration avec break en 1986 et 1994, $X = (m - p, y, i, \pi)'$

$H_0 :$	trace		λ_{max}	
	stat-trace	valeur.crit	stat - λ_{max}	valeur.crit
0	75.61	47.21	53.76	27.07
1	21.85	29.68	16.72	20.97
2	5.12	15.41	4.74	14.07
3	0.38	3.76	0.38	3.76

Note : l'hypothèse de cointégration est acceptée pour la première fois où la statistique calculée est inférieure à la valeur critique.

FIG. 1: variables utilisées : représentation graphique

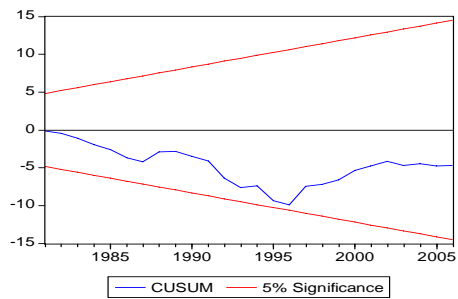
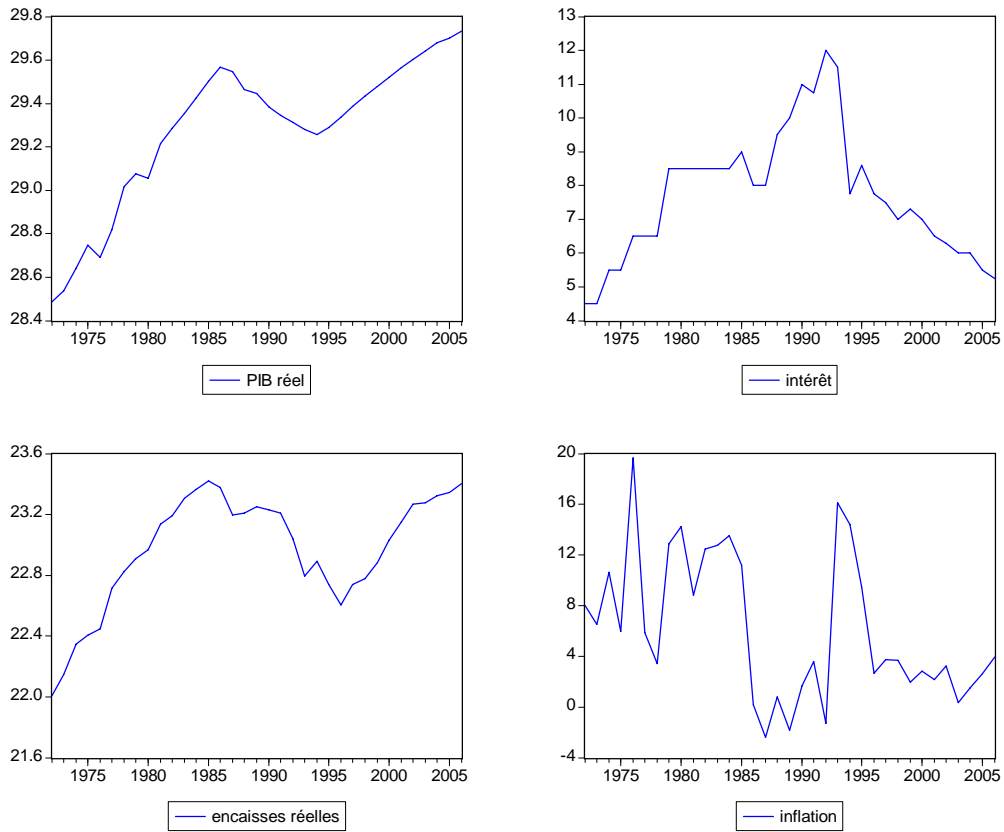


FIG. 2: test de stabilité récursif